

CSONKA ARNOLD–FERTŐ IMRE

Válság- és agglomerációs hatások a magyarországi sertéstartásban

A tanulmány célja, hogy feltárja a sertéstartásra gyakorolt agglomerációs külső gazdasági hatásokat a 2000 és 2010 közötti Magyarországon. Az e témában végzett eddigi kutatások elsősorban az észak-amerikai és nyugat-európai országokra koncentráltak – a kelet-közép-európai gazdaságokat közvetlenül még nem vizsgálták az agglomerációs externáliák szempontjából. A cikk térbeli ökonometriai modell segítségével elemezi a horizontális és vertikális tovagyrúzó hatásokat, valamint a környezeti korlátozások befolyását a magyarországi sertéstartás területi elhelyezkedésére. Az eredmények megerősítették, hogy indokolt az egyéni és a társas gazdaságok különválasztása a vizsgálatunkban. A két szektor sertésállományának térszerkezetét sok tekintetben eltérő hatások alakítják, a megegyező hatások pedig eltérő mértékben befolyásolják. Térökonomiai szempontból a két szektor két különböző „világot” alkot: az egyéni gazdaságok zárt, a külső területi hatások iránt érzékeny világát, illetve a gazdasági szervezetek nyitottabb, területi externáliákkal szemben „ellenállóbb” világát.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: C21, R30, R15, Q11.

Az elmúlt két évtizedben folyamatosan növekszik az agglomerációs hatásokkal, illetve a hozzájuk kapcsolódó területi külső gazdasági hatásokkal foglalkozó elméleti és empirikus kutatások száma. Az idevágó szakirodalom elsősorban az ipari és a szolgáltatási szektorra koncentrált. Az új gazdaságföldrajz alapjául szolgáló elméleti modellekben a mezőgazdaság csak másodlagos szerepet játszott (*Fujita és szerzőtársai* [1999]), aminek hátterében – az agrárium gazdasági súlyának csökkenő tendenciáján túl – az a feltételezés állt, hogy a mezőgazdaságban az agglomerációs hatások csak korlátozottan és időben változó mértékben érvényesülnek. Az elmúlt évtizedben azonban számos olyan tanulmány jelent meg, amely alátámasztja az agglomerációk gazdasági jelentőségét a mezőgazdaságban. A kutatások többsége az ökológiai gazdálkodást folytató üzemek körében vizsgálta az agglomerációs és szomszédsági hatásokat (*Allaire és szerzőtársai* [2015],

* Csonka Arnold a Kaposvári Egyetem Gazdaságtudományi Kar Marketing és Menedzsment Intézetének egyetemi docense (e-mail: csonka.arnold@ke.hu).

Fertő Imre az MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Kutatóintézetének igazgatója, a Budapesti Corvinus Egyetem és a Kaposvári Egyetem egyetemi tanára (e-mail: fertő.imre@krtk.mta.hu).

Gabriel és szerzőtársai [2009], Lewis és szerzőtársai [2011], Schmidtner és szerzőtársai [2012], Bjørkhaug–Blekesaune [2013]), valamint ezek szerepét az ökológiai gazdálkodás terjedésében (Ilbery és szerzőtársai [1999], Frederiksen–Langer [2004], Eades–Brown [2006], Risgaard és szerzőtársai [2007], Ilbery–Maye [2011]). További tanulmányok igazolják az agglomerációs externáliák jelentőségét a hagyományos tej- és sertéshústermelésben (Antweiler–Trefler [2002], Roe és szerzőtársai [2002], Isik [2004], Mulatu–Wossink [2014]). Az eddigi kutatások megerősítik, hogy az agglomerációs erő a mezőgazdasági termelésben is fontos térszerkezet-alakító tényezőként van jelen.

A mezőgazdaságon belül az agglomerációk kialakulásának feltételei leginkább a sertés-tenyésztésben mutathatók ki. A sertéságazat a mezőgazdaság legiparosodottabb ágazatai közé tartozik, input- és outputoldalon egyaránt jelentős ipari kapcsolatokkal. Az iparszerű termelésből fakadóan az ágazat üzemszerkezetében jelentős szerepet játszik a méretgazdaságosság (Duffy [2009], Hsu [2015]). Mindezek következtében a sertés-tenyésztést globálisan intenzív koncentrációs folyamatok jellemzik, ami a területi koncentráció növekedésében is megmutatkozik (Herath és szerzőtársai [2005a], Larue és szerzőtársai [2008]). A termelékenység növekedésének fontos eleme a területi koncentráció.

A felsorolt sajátosságok önmagukban is indokolják a sertéságazat térökonómiai elemzését. A vizsgálatok aktualitását tovább erősítik az intenzív állattenyésztés nitrogén-kibocsátásával kapcsolatos környezetvédelmi problémák, illetve a környezeti problémák kezelése, megelőzése iránti igény. A sertéstartás területi koncentrációja természetesen a trágya- és ezzel együtt a nitrogénkibocsátás területi koncentrációját is előidézi. Fontos kutatási kérdés, hogy a kibocsátás jogi eszközökkel történő korlátozása milyen hatást gyakorol a növekvő méretgazdaságosság által ösztönzött koncentrációs folyamatokra (Gaigné és szerzőtársai [2012], Latruffe és szerzőtársai [2013], Hsu [2015]).

Az eddigi kutatások elsősorban az észak-amerikai és nyugat-európai országok mezőgazdaságára koncentráltak, míg a közép-kelet-európai gazdaságokat közvetlenül még nem vizsgálták. Tanulmányunk célja, hogy feltárja a sertéstartásra gyakorolt agglomerációs külső gazdasági hatásokat a 2000 és 2010 közötti Magyarországon.

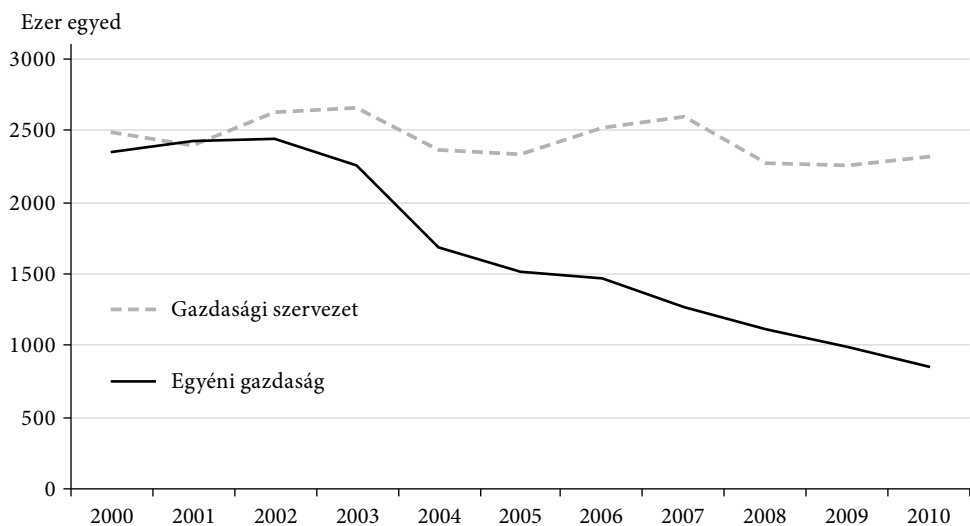
A magyar helyzet a korábbi hasonló vizsgálatok eredményeivel összehasonlítva két sajátosságot mutat.

1. Magyarországon a sertéslétszám 2000 és 2010 között 34,5 százalékkal csökkent (KSH [2016]) – annak ellenére, hogy a sertéstermelés (térbeli) koncentrációja általában a sertésállomány növekedése mellett megy végbe (lásd például Gaigné és szerzőtársai [2012] elemzését Franciaországra, Larue és szerzőtársai [2011] vizsgálatát Dániára, USDA [2015] jelentését az Egyesült Államokra, Hsu [2015] kutatását Kínára). Ilyen mértékű visszaesésre 1960 óta csak a rendszerváltást követő négy évben volt példa. A sertésállománnyal együtt a sertéstartó gazdaságok száma is csökkent, méghozzá több mint 60 százalékkal (Eurostat [2016]). Ezért a 2000-től 2010-ig terjedő időszakra a továbbiakban mint válságidőszakra tekintünk. A sertésállomány csökkenése ellenére a térbeli koncentráció növekedett (Fertő–Csonka [2016]).

2. Az állománycsökkenés eltérő mértékben érintette az egyéni gazdaságokat és a társas gazdaságokat: az ágazatból döntő részben az egyéni gazdaságok szorultak ki, míg a társas gazdaságoknál tartott sertések száma csekély mértékben (mindössze hat százalékkal) esett vissza 2000 és 2010 között (1. ábra).

1. ábra

A sertésállomány alakulása mezőgazdasági üzemtípusonként, 2000–2010



Forrás: saját szerkesztés KSH [2016] adatai alapján.

A kutatás során elkülönítetten kezeljük az egyéni, illetve a társas gazdaságok sertésállományát. Ennek több oka is van. *Bakucs–Márkus* [2010] szerint a két üzemtípus egyben az ágazaton belüli üzemméret-különbségeket is tükrözi. Az egyéni gazdaságokhoz többnyire a kisüzemi sertéstartás kapcsolható, míg a társas vállalkozások sektora a közép- és nagyüzemi szegmenst képviseli. Más kutatások felhívják a figyelmet, hogy a két üzemtípust jelentősen eltérő technológiai fejlettség és eszközstruktúra jellemzi (*Ábel–Hegedűsné* [2014]). Részben ebből következik, hogy az egyéni gazdaságokra a munkaintenzívebb technológia jellemző. Száz számosállatra vetítve 2010-ben az egyéni gazdaságok munkaerő-állománya 4,53 éves munkaerőegység volt, míg a társas gazdaságok esetében ez az adat: 2,49 (*AKI* [2016]). Feltételezzük azt is, hogy az egyéni gazdaságok térbeli mobilitását több tényező korlátozza, mint a mezőgazdasági társaságokét. Mindezt figyelembe véve indokolt a két üzemtípus elkülönítése.

Először bemutatjuk az agglomerációs hatások szerepét a mezőgazdaságban, kiemelten a sertéságazatban. Ezt követően ismertetjük a saját kutatásunk során alkalmazott empirikus modellt és módszertant, valamint az empirikus modellben felhasznált adatokat. Az utolsó két fejezetben a kutatás eredményeit értékeljük, majd az ebből levonható következtetésekről szólnunk.

Agglomerációs hatások a mezőgazdaságban

Az új gazdaságföldrajz centrum–periféria-modelljében (*Fujita és szerzőtársai* [1999]) az agrárszektor – mint az ipari koncentrációk kiszolgálója – a városi-ipari agglomerációk élelmiszerek (és egyéb agrártermékek) iránti igényét kielégítő ágazatként

jelenik meg. A modell a mezőgazdasági szállítási költségekkel mint az agglomerációt és a koncentrációt gátló tényezővel számol, és a mezőgazdasági termelés területi mozgását az ipari-városi agglomerációk kísérelésekként mutatja be. Ugyanakkor számos empirikus kutatás igazolja, hogy az agráriumnak is megvannak a maga önálló, sajátos agglomerációs folyamatai. *Hu* [2014] – Kína példáján keresztül – arra mutat rá, hogy a mezőgazdasági termelés iparosodása erősíti az agrárium koncentrációját. Megnevez számos statikus (intézményi környezet fejletté válása, technológiai megújulás, emberi erőforrások kedvezőbb rendelkezésre állása és költségei) és dinamikus (az akadémiai szektor és az agrárvállalatok közelségéből, valamint a vállalatok közötti technológiai kapcsolatokból fakadó tovaggyűző hatások, farmerek közötti tudásmegosztás) agglomerációs előnyt, amelyek a mezőgazdaságban realizálódhatnak. Következtetése szerint az agglomerációk növelik a mezőgazdaság termelékenységét, és pozitív hatást gyakorolnak a mezőgazdasági termelés növekedésére.

Holmes–Lee [2012] az Egyesült Államok Észak-Dakota tagállamára vonatkozó vizsgálata szerint a szántóföldi növénytermesztés területi koncentrációja kétharmad részben magyarázható természeti (domborzati, talajminőségi, klíma-) adottságokkal, egyharmad részben pedig agglomerációs előnyökre vezethető vissza.

McWilliams–Moore [2013] az Egyesült Államok kukoricaövezetét elemezve szintén arra a következtetésre jutott, hogy a kukoricatermesztés területi elhelyezkedését csak részben magyarázzák a természeti előnyök; a térszerkezetre jelentős befolyást gyakorol az input-output piacok közelsége.

Az intenzív állattenyésztés területi dinamikáját 25 éves időszoron (1975–2000) vizsgálta *Herath és szerzőtársai* [2005b], elsősorban a környezetvédelmi szabályozás hatására koncentrálva. A három ágazatot (a sertés-, a tejelő- és a húzómarhaszektort) elemző kutatás az Egyesült Államok 48 tagállamára terjedt ki. A területi regressziós modellben függő változóként az egyes tagállamok állatállománya szerepelt. Magyarázó változóként a környezetvédelmi szabályozás szigorúsága, a relatív input- és outputárak, az állattenyésztési infrastruktúra (feldolgozókapacitás, agrárágazat gazdasági súlya), az üzleti klíma, valamint az időjárási jellemzőket megragadó tényezők kerültek a modellbe. A szerzők a környezetvédelmi szabályozás endogenitása miatt instrumentális változókat használtak. Eredményeik szerint a vizsgált intenzív állattenyésztési ágazatokban kimutatható a klaszteresedés, a tagállamok állatállományára nagy hatást gyakorol az infrastrukturális háttér. A feldolgozókapacitás elsősorban a tejfeldolgozó szektor számára fontos területi tényező. A kutatók fő megállapítása, hogy a környezetvédelmi szabályozás szigorúsága közvetett és közvetlen módon egyaránt befolyásolja a tagállamok állatállományát.

Sneeringer [2009] az intenzív állattenyésztés területi koncentrációjának népegészségügyre gyakorolt hatásait vizsgálta az Egyesült Államok tagállamainak 1980 és 1999 közötti adataiból. Kutatási eredményei azt mutatják, hogy az iparosodott és növekvő területi koncentrációval jellemezhető állattenyésztés okozta károsanyag-kibocsátás hatása a gyermekhalálozási rátára szignifikáns.

A sertéságazatra vonatkozó, speciálisan térökonómiai kutatások a 2000-es évtized elejétől jelentek meg a nemzetközi szakirodalomban. *Roe és szerzőtársai* [2002] az Egyesült Államok 15 tagállamában megyei szinten vizsgálta a sertésállomány

területi elhelyezkedését. Eredményei szerint klaszteresedés jellemzi az ágazatot, és az agglomerációk jelenléte pozitívan hat a regionális (megyei) sertésállományra. A sertésklaszterek elhelyezkedését a természeti adottságok, a munkaerőpiaci feltételek, továbbá az üzleti környezet befolyásolja leginkább. A feldolgozószektor helyi jelenléte szintén pozitív hatást gyakorol a sertéslétszámra. A szerzők igazolták, hogy a környezetvédelmi szabályozás szigorúsága mind a teljes sertéslétszámot, mind az egy gazdaságra jutó átlagos sertéslétszámot csökkenti. Ez a kutatás volt az első, amelyik területi késleltetés alkalmazásával tárta fel az agglomerációs hatások jelenlétét a sertésszektorban. Ezt követően jelentek meg hasonló témájú (elsősorban a környezetvédelmi szabályozásra koncentráló) publikációk (lásd *Herath és szerzőtársai* [2005a], *Weersink–Eveland* [2006], *Sneeringer–Key* [2011]), ezek azonban más (jellemzően nem térökonometriai) módszereket használtak.

A területi késleltetést *Larue és szerzőtársai* [2011] alkalmazta a dán sertéstenyésztés térszerkezetének vizsgálatára kistérségi (LAU1) bontásban. A kutatás középpontjában egyrészt a hagyományos agglomerációs tényezők (például horizontális és vertikális tovaggyűrűző hatások), másrészt a környezeti szabályozás hatásai álltak. A modellben függő változóként a sertéssűrűség szerepelt, ezáltal küszöbölve ki a kistérségek méretkülönbségeinek torzító hatását. A szerzők az agglomerációk, a fehérjedús takarmányhoz, a vágókapacitásokhoz és az exportpiacokhoz való hozzáférés, a népsűrűség, a trágyakibocsátást felvenni képes mezőgazdasági földterület térszerkezet-alakító hatását vizsgálták. A modellt két időszak (1999 és 2004) adataival tesztelték. Eredményeik szerint a német határtól való távolság kivételével mindegyik vizsgált változó szignifikáns hatást gyakorolt a sertéssűrűségekre. Negatív externáliaként a népsűrűséget, illetve a mezőgazdasági földterület térbeli késleltetését (*spatially lagged*) azonosították. Ez utóbbi azt jelenti, hogy egy adott kistérség sertéstenyésztésére a külső, „szomszédos” kistérségek mezőgazdasági földterülete (trágyahasznosítási kapacitása) negatív hatást gyakorol, mintegy „elszívja” a sertéstartó gazdaságokat a térségből. Az 1999., illetve a 2004. évi adatokkal lefuttatott modellek konzekvens eredményre vezettek. A két időszak közötti egyetlen lényeges különbség a függő és a magyarázó változók közötti rugalmasságokban mutatkozott. Az átlag körüli rugalmassági együtthatók abszolút értéke mindegyik magyarázó változó esetében lényegesen nőtt 1999 és 2004 között. Ez azt mutatja, hogy a dán sertéstartásban a két időpont között bevezetett szigorú környezeti szabályozás nem gyengítette az agglomerációs folyamatokat és hatásokat.

Gaigné és szerzőtársai [2012] LAU1 (kanton-) szinten vizsgálta a francia sertéstartás térszerkezetét alakító tényezőket. A kutatás alapvetően annak feltárására irányult, hogy a mezőgazdasági földterületek trágyaterhelését korlátozó előírások csökkentik-e, gyengítik-e az agglomerációs előnyöket a sertésszektorban. A kutatási eredmények igazolták a pozitív vertikális és horizontális tovaggyűrűző hatásokat, valamint azt, hogy a lakónépesség negatív hatást gyakorol a sertéstartás volumenére. A talaj trágyaterhelésére vonatkozó korlátozások azonban – a várakozásokkal ellentétben – nem idézték elő a sertéstartás területi kiegyenlítődéését, sőt erősítették is az ágazatban zajló agglomerációs folyamatokat.

Mulatu–Wossink [2014] hat ország 43 régiójában vizsgálta a környezetvédelmi szabályozás hatását a sertéstermelés 2003 és 2007 közötti térbeli elhelyezkedésére.

Arra az eredményre jutott, hogy a környezetvédelmi szabályzás és korlátozás a sertéstartás területi volumenét nem befolyásolja, de erősen hat a mezőgazdaság szerkezeti összetételére.

A kutatásban alkalmazott empirikus modell bemutatása

A kutatás során *Larue és szerzőtársai* [2011], valamint *Gaigné és szerzőtársai* [2012] munkáira támaszkodva olyan modellt alkalmazunk, amelynek segítségével becsülhetővé válnak a vertikális és horizontális túlcsoportulással járó interakciók, valamint a környezetvédelmi korlátok sertéstartásra gyakorolt hatása. A francia és a dán adatokra vonatkozó vizsgálatokhoz hasonlóan területi késleltetés–területi hiba regressziós modellt alakítottunk ki.

Az e kutatásokkal való összevethetőség érdekében a területi vizsgálat megfigyelési egységének mi is a LAU1 (járási, $n = 175$) szintet választottuk. A vizsgálatba nem vontuk be a fővárost, illetve annak kerületeit. Vizsgálatunk szempontjából a kistérségi szint alkalmazásához képest nem fokozza a torzítást, hogy a járásokat csak 2013-ban, a vizsgált időszakot követően alakították meg. E feltételezésünknek két alapja van. Egyrészt, a korábban alkalmazott kistérségi struktúra is önkényes közigazgatási felosztás eredményeként alakult ki, nem a természetes földrajzi homogenitás vagy a történelmi tradíciók által meghatározott határvonalak alapján. Másrészt, a vizsgált időszakban zajlott a kistérségi felosztás átalakítása. Emiatt két különböző kistérségi besorolás volt érvényben az első (2000), illetve a második (2010) megfigyelési évben.

Az alkalmazott területi regressziós modellt az (1) és (2) egyenlet írja le:

$$H = \rho WH + \gamma_F F + \gamma_S (W + I)S + \gamma_P P + \gamma_{WP} WP + \gamma_N N + u, \quad (1)$$

$$u = \lambda Wu + \varepsilon. \quad (2)$$

A modell függő változója (H) a járási sertésállomány területi sűrűségének (egyed/négyzetkilométer) természetes logaritmus. Ahogy korábban már említettük, a szakirodalmi előzményekkel ellentétben nem egy lépésben vizsgáltuk a teljes sertésállomány térszerkezetét, hanem üzemtípusonkénti (egyéni gazdaságok és társas gazdaságok) bontásban két különböző regressziós modellt futtattunk le.

Első magyarázó változóként a függő változó térbeli késleltetése (*spatial lag*) (WH) szerepel a modellünkben. Ezzel a termelőszektoron belüli (vertikális) tovagyrúzó hatások mértékét tudjuk becsülni. A térbeli késleltetéshez súlyként távolságalapú bináris mátrixot használunk. A mátrix elemeit a következő szabály szerint határoztuk meg:

– $w_{ij} = 0$, ha az i -edik és a j -edik járás gravitációs központjai közötti távolság légvonalban nagyobb, mint 40 kilométer;

– $w_{ij} = 1$, ha az i -edik és a j -edik járás gravitációs központjai közötti távolság légvonalban egyenlő vagy kisebb, mint 40 kilométer.

A távolságalapú bináris mátrix tehát egy speciális szomszédsági súlymátrix, amelyben a két járás közötti szomszédsági viszonyt nem a határvonalak közös pontja(i), hanem az általunk kijelölt gravitációs központjaik közötti távolság határozza meg. A járások

(virtuális) gravitációs központjainak koordinátáit a járáshoz tartozó települések koordinátáinak sertéslétszámmal súlyozott átlagaként számítjuk ki. Az itt leírt súlymátrixot alkalmazzuk a többi magyarázó változó térbeli késleltetése esetén is.

A korábbi kutatásokban (Gaigné és szerzőtársai [2012], valamint Larue és szerzőtársai [2011]) alkalmazott modellek a takarmánytermesztési és trágyafelvételi potenciált a szántóföldi növénytermesztés területét kifejező változókkal jelenítették meg. Ez a megközelítés Nyárs [2009], Udovecz–Nyárs [2009] és Harangi–Rákos–Szabó [2012] alapján a Magyarországra vonatkozó modelljeinkben is indokolt. A megfigyelési egységek (járások) eltérő méretéből fakadó torzító hatás kiküszöbölésére közelítő változóként egy arányszámot alkalmaztunk: a járáson teljes szántóföldi területét elosztottuk a járáson teljes közigazgatási területével. A függő változóhoz hasonlóan a szántóterületen belül megkülönböztettük az egyéni gazdaságok, illetve a gazdasági szervezetek használatában lévő szántóterületet. Végül eredményben tehát a takarmánytermesztési és trágyafelvételi potenciált közelítő változó F mátrixa két változót tartalmaz: 1. az egyéni gazdaságok használatában lévő szántóföldek területének aránya a járás teljes területéhez képest (F_1), illetve 2. a társas vállalkozások használatában lévő szántóföldek területének aránya a járás teljes területéhez képest (F_2). E változók segítségével egyrészt a helyi termesztésű takarmányok elérhetőségéből, másrészt a sertéstartás trágyatermelésének helyi hasznosíthatóságából fakadó gazdasági előnyöket mérhetjük.

A kapcsolódó ellátási lánc szereplőinek helyi elérhetőségi mátrixa (S) négy változót tartalmaz, amelyek mindegyike egy-egy iparág méretét fejezi ki az adott járásban. Ezek az iparágak a következők: 1. takarmánygyártás (S_1), 2. gabona- és takarmánynagykereskedelelem (S_2), 3. élőállat-nagykereskedelelem (S_3), 4. hús- és húskészítménygyártás (S_4). Az egyes iparágak méretét az adott iparághoz sorolt működő vállalkozások alkalmazotti létszáma alapján határozzuk meg. A változók ($W + I$) súllyal szerepelnek a (2) egyenletben, ahol W a korábban már ismertetett szomszédsági súlymátrix, I pedig egységmátrix. Ezáltal a kapcsolódó szektorok járási és „szomszédsági” jelenlétét egy változóban egyesítve vesszük figyelembe. A változók alkalmazásával a vertikális tovagűrűző hatások jelenléte válik becsülhetővé.

P -vel a járás népsűrűségét (fő/négyzetkilométer) kifejező vektort jelöljük. A változó alkalmazásával két, ellentétes irányúnak feltételezett hatást is mérünk. A járáson belüli népsűrűség várakozásaink szerint negatívan hat a sertésenyésztésre: minél sűrűbben lakott egy térség, annál több konfliktust eredményez az állattartás, és ez megjelenik az állat-, ezen belül a sertéstartás jogi korlátozásában is. A „szomszédsági” járáson népsűrűsége viszont a „közeli”, vagyis alacsony költséggel elérhető piaci potenciált kifejező változóként (WP) szerepel a modellben.

A trágyakijuttatás mennyiségi korlátozásának hatását járásonként a nitrátérzékeny területen fekvő települések arányával (N) mérjük. A nitrátérzékeny területeken fekvő települések listáját a 43/2007. (VI. 1.) FVM-rendelet 1. melléklete alapján gyűjtöttük ki. A rendelet időpontja jól tükrözi az elemzés első (2000) és második (2010) vizsgálati éve közötti különbséget a szerves anyag kijuttatásának korlátozását illetően.

A modell utolsó eleme a reziduumvektor (u), amelyet a (2) egyenletnek megfelelően két összetevőre bontunk: 1. heteroszkedaszticitást megengedő standard hiba (ε),

valamint 2. területi autokorrelációt mutató hibatag (Wu). Ez utóbbi szignifikánsan kimutatható jelenléte utalhat a modellből kihagyott fontos magyarázó változó(k) léteire vagy a nem kezelt endogenitásra.

A regressziós együtthatók (ρ , γ_P , γ_S , γ_P , γ_{WP} , γ_N , λ) meghatározására – Kelejian–Prucha [1998], valamint Drukker és szerzőtársai [2013] alapján – az általánosított momentum becslésre (GMM) épülő általánosított területi kétfokozatú legkisebb négyzetek (GS2LS) módszerét alkalmazzuk, amely megfelel a Gaigné és szerzőtársai [2012], valamint Larue és szerzőtársai [2011] által választott modellezési eljárásnak.

A két- vagy többfokozatú regressziós becslések egyik kulcskérdése, hogy mely változókat ítélünk *a priori* endogénnek, és azokat milyen instrumentális változókkal kezeljük. Agglomerációs kölcsönhatásokat feltételezve alapelve, hogy a függő változó térbeli késleltetését (*spatial lag*) az endogén változók körébe soroljuk, és első lépésben a többi magyarázó változó alacsony (általában első-) fokú területi késleltetéseit instrumentumként felhasználva becsült értékekkel helyettesítjük (lásd Varga [2002]). Ennek megfelelően modellünkben endogénként kezeljük, és instrumentális változókra alapozott becsléssel helyettesítjük a (2) egyenletben szereplő WH változót. A korábbi kutatások számos más magyarázó változót is endogénként kezeltek. Mind Gaigné és szerzőtársai [2012], mind Larue és szerzőtársai [2011] kutatásában endogénként jelennek meg a trágyafelvételi és takarmánytermesztési potenciál, valamint a vágókapacitás változói. Saját modellünkben viszont olyan magyarázó változókat szerepeltetünk, amelyekről feltételezhetjük az exogenitást.

– Az egyéni, illetve mezőgazdasági szervezetek használatában álló szántóföld területének aránya Magyarországon az állattenyésztés volumenétől függetlenül stabil, a sertéstartás jelenléte nem a szántóföldek arányát, hanem a szántóföldi növénytermesztés jellegét és célját (árúnövény *versus* takarmánytermesztés) befolyásolja.

– A korábban említett nyugat-európai példákkal szemben a hazai húsiparban és további kapcsolódó szektorokban elenyésző a sertéstartók, illetve szövetkezeteik tulajdoni aránya. A kapcsolódó szektorok döntéshozói elsősorban a saját output-piacaik közelsége és elérhetősége alapján választanak telephelyet, az inputpiacok közelsége lényegesen kisebb jelentőséggel szerepel a telephely-választási szempontok között (a témáról részletesebben lásd Mohácsi [1996], valamint Udovecz–Nyárs [2009] munkáit).

– A vízbázisok veszélyeztetettsége alapján kijelölt nitrátérzékeny területek arányának, illetve a népsűrűségnek az exogenitása alapigazság.

A fenti okok miatt – a WH kivételével – a magyarázó változók endogenitását *a priori* elvetjük. Ezt a feltételezést addig nem bíráljuk felül, amíg a tesztelés során a $H_0: \lambda = 0$ nullhipotézis elvetése ($p < 0,05$ mellett) nem válik indokolttá.

A (2) egyenletben szereplő standard hiba meghatározásakor a Kelejian–Prucha [2010] által leírt, heteroszkedaszticitást megengedő módszertan alapján járunk el.

A kutatás során négy modellváltozatot tesztelünk, amelyeket a vizsgált függő változó (egyéni *versus* társas gazdaságokban tartott sertésállomány logaritmus), illetve a vizsgált időszak (2000 *versus* 2010) különböztet meg egymástól.

Az elemzés a KSH tájékoztatási adatbázisán keresztül elérhető (KSH [2015]), 2014-es településszerkezetbe rendezett, éves településstatistikai adatokon (továbbiakban

T-STAR adatbázis) alapul. A T-STAR adatbázisból két időszakra (2000-re, illetve 2010-re), településsorosan töltöttük le az előzőkben ismertetett változókat. Szintén a T-STAR adatbázisból vált elérhetővé a települések járási besorolását tartalmazó változó, amelynek segítségével a településszintű adatokat járási szintre aggregáltuk.

Az egyes magyarázó változók relatív hatásának mérésére a regressziós becslés eredményeinek felhasználásával átlag körüli rugalmasságot számoltunk. A változók min-tátlagait és további leíró statisztikáit az 1. táblázat tartalmazza.

1. táblázat

A változók leíró statisztikái, 2000, 2010 ($n = 175$ járás)

| Változó | 2000 | | | | 2010 | | | |
|------------------------|--------|--------|-------|--------|--------|--------|-------|----------|
| | átlag | szórás | min | max | átlag | szórás | min | max |
| H (egyéni gazdaság) | 3,05 | 0,66 | 0,46 | 4,49 | 2,07 | 0,72 | -0,20 | 3,88 |
| H (társas gazdaság) | 1,83 | 2,18 | -4,42 | 5,94 | 1,40 | 2,33 | -5,59 | 5,67 |
| WH (egyéni gazdaság) | 3,05 | 0,50 | 2,10 | 4,16 | 2,06 | 0,53 | 1,00 | 3,21 |
| WH (társas gazdaság) | 1,83 | 1,06 | -0,68 | 4,03 | 1,42 | 1,15 | -1,90 | 4,18 |
| F_1 | 0,19 | 0,09 | 0,03 | 0,45 | 0,20 | 0,09 | 0,02 | 0,44 |
| F_2 | 0,21 | 0,16 | 0,00 | 0,47 | 0,19 | 0,15 | 0,00 | 0,41 |
| $(W+I)S_1$ | 62,02 | 69,21 | 0,00 | 338,17 | 45,05 | 64,56 | 0,00 | 375,44 |
| $(W+I)S_2$ | 70,21 | 64,79 | 4,29 | 424,86 | 77,47 | 73,61 | 7,90 | 555,95 |
| $(W+I)S_3$ | 15,91 | 18,99 | 0,00 | 146,71 | 22,24 | 26,96 | 0,63 | 206,21 |
| $(W+I)S_4$ | 195,10 | 153,79 | 2,50 | 998,63 | 237,23 | 206,88 | 2,50 | 1 413,25 |
| P | 99,94 | 84,40 | 34,47 | 590,34 | 100,42 | 101,57 | 28,83 | 758,97 |
| WP | 102,38 | 48,67 | 41,56 | 262,70 | 103,58 | 61,67 | 37,71 | 310,24 |
| $N(2007)$ | 0,46 | 0,34 | 0,00 | 1,00 | 0,46 | 0,34 | 0,00 | 1,00 |

Eredmények és értékelésük

A kutatás főbb eredményeit két részre osztva ismertetjük: elsőként a 2. táblázatban az egyéni gazdaságokra vonatkozó eredményeket mutatjuk be a 2000-re és 2010-re vonatkozó adatok alapján (I. és II. modellváltozat).

Az R^2 -értékek (0,7503, illetve 0,7026) alapján kijelenthető, hogy az egyéni gazdaságokban tartott sertésállomány térszerkezetét a modell mindkét évben viszonylag jó magyarázó erővel képes becsülni. Mindkét időszak eredményei alátámasztják a pozitív horizontális tovagyrúzó hatások érvényesülését. Az egyéni sertéstartó gazdaságok számára az egymáshoz való földrajzi közelség tehát gazdasági előnyt jelent, ami klaszteresedéshez, agglomerációk kialakulásához vezet. Itt jegyezzük meg, hogy – a korábban bemutatott nemzetközi szakirodalmakkal összhangban – klaszteresedésen és agglomeráción az ágazat szereplőinek (pontosabban az

2. táblázat

Az egyéni gazdaságok eredményei ($n = 175$ járás)

| Változó | 2000 | | 2010 | |
|-----------------------|------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | együttható | átlag körüli rugalmasság | regressziós koefficiens | átlag körüli rugalmasság |
| Konstans | 1,0407*** | – | 0,4968*** | – |
| WH | 0,4379*** | 0,4374 | 0,3865*** | 0,3853 |
| F_1 | 3,7587*** | 0,2355 | 3,876*** | 0,3745 |
| F_2 | 0,6467*** | 0,0451 | 0,4357*** | 0,0408 |
| $(W+I)S_1$ | 0,0004 | 0,0076 | 0,0007 | 0,0151 |
| $(W+I)S_2$ | –0,0012** | –0,0287 | –0,0006 | –0,0223 |
| $(W+I)S_3$ | 0,0034*** | 0,0179 | –0,0001 | –0,0013 |
| $(W+I)S_4$ | –1,6E–05 | –0,0010 | 0,0004*** | 0,0467 |
| P | 0,0003 | 0,0119 | –0,0008 | –0,0374 |
| WP | –0,0007 | –0,0245 | 0,0004 | 0,0212 |
| N | –0,2814*** | –0,0423 | –0,2816*** | –0,0625 |
| λ | 0,0105 | – | 0,0934 | – |
| Pszedo R^2 | 0,7816 | | 0,7386 | |
| Területi pszedo R^2 | 0,7503 | | 0,7026 | |

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

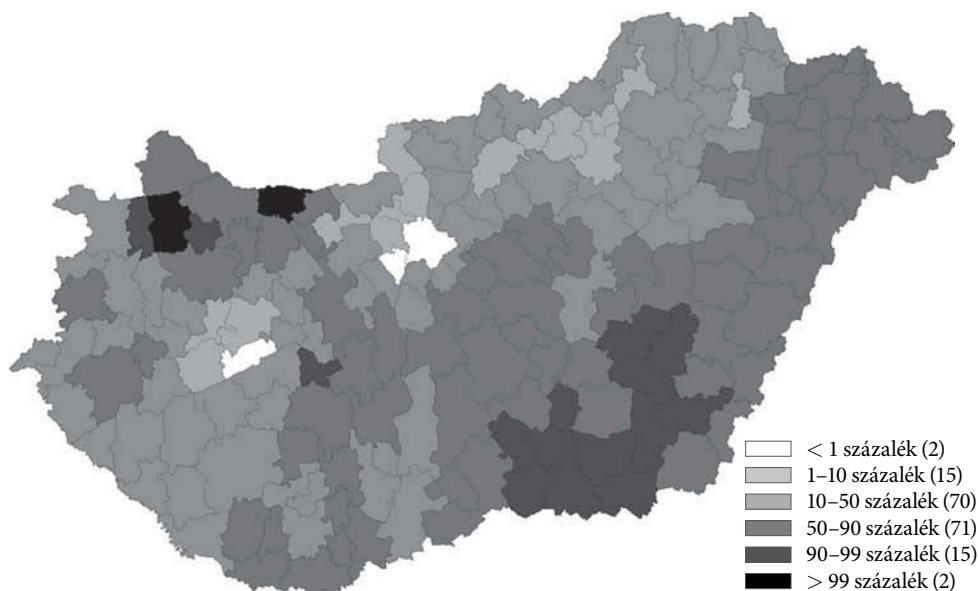
általuk tartott sertésállomány) térbeli koncentrációját, a szomszédos területi egységek között továbbgyűrűző sűrűsödését értjük. Ezt a fajta, gazdaságföldrajzi értelemben vett klaszteresedést jól érzékelteti a 2. ábra, amely a járásokat 2010-es adatok alapján az egységnyi területre jutó sertésállomány szerinti csoportosításban mutatja. Az ábrán megfigyelhető egy nagyobb kiterjedésű dél-alföldi klasztermag (sötétszürkével jelölve), valamint két, szintén klasztermagnak nevezhető kislalföldi járás (feketével jelölve).

Tanulmányunkban nem vizsgáljuk, hogy ezt a klaszteresedési folyamatot milyen mértékben kísérte a formális termelői csoportok, szövetkezetek kialakulása. Érdekességként emeljük ki, hogy az AFÁ [2016] jelenleg aktuális (2016. október 15-i állapot) nyilvántartása szerint a Magyarországon elismert sertéstermelői csoportok 73,3 százaléka szintén a Dél-Alföld régióban található, további 13,3 százalék pedig a Kislalföldről, Győr-Moson-Sopron megyéből kerül ki. A sertéstartás hat évvel ezelőtti adatok alapján kirajzolódó földrajzi mintázata tehát a jelenlegi termelői csoportok területi elhelyezkedésében is fellelhető.

A rugalmassági együtthatók ($E_{WH2000} = 0,4374$, $E_{WH2010} = 0,3853$) alapján megállapítható, hogy az agglomerációs erő sertéssűrűsége gyakorolt hatása szinte minden más változó (egyetlen kivétel az F_1 , lásd később) hatásánál egy vagy két nagyságrenddel nagyobb. Ez a differencia mind a két vizsgált időszakban érvényesül, azonban 2010-ben az ágazati agglomerációs hatás mértéke valamelyest csökkent 2000-hez képest.

2. ábra

A járások percentilisei a területi egységre vetített sertésállomány szerint (2010)



Ez arra utal, hogy az egyéni gazdaságoknál tapasztalható drasztikus sertéslétszám-csökkenés nem szüntette meg, de bizonyos mértékig gyengítette az agglomerációs előnyök gazdasági jelentőségét.

Szintén mindkét évben szignifikánsan igazolható a szántóföldterület pozitív hatása: a helyi (relative alacsony tranzakciós költségekkel járó) takarmány-előállítás, illetve trágyakihelyezési lehetőség növeli a sertéssűrűséget. A rugalmassági együtthatók azt mutatják, hogy az egyéni gazdaságok körében mért sertéssűrűség lényegesen (a vizsgált időszaktól függően közel hatszor, illetve kilencszer) rugalmasabban reagál az egyéni gazdaságok használatában lévő szántóterület arányára (F_1), mint a gazdasági társaságok használatában lévő szántóterület arányára (F_2). Ez alapján megállapítható, hogy az egyéni és a társas gazdaságok működése élesen különbözik egymástól. Az egyéni sertéstartó gazdaságok takarmány-előállítása és trágyakihelyezése elsősorban saját használatban lévő vagy helyi, de szintén egyéni gazdaságok által művelt földterületeken valósul meg. Kevésbé jellemző a társas gazdaságokkal való együttműködés ezen a téren. Az F_1 változóhoz tartozó rugalmasság 2000 és 2010 között a bázisértékhez viszonyítva közel hatvan százalékkal nőtt. A válságidőszakban tehát jelentősen nőtt a saját vagy helyi forrásból történő takarmányellátás jelentősége. Másrészt fogalmazva: az egyéni gazdaságokat sújtó gazdasági válság kevésbé érintette a saját vagy olcsó helyi takarmánybázissal és trágyafelhasználási területtel rendelkező gazdaságokat. Ezt a tényt erősítik az Agrárgazdasági Kutató Intézet Tesztüzemi Rendszerének adatai is: a 2000-es években a sertéstartó gazdaságokhoz tartozó szántóföldterület folyamatosan nőtt, a saját termesztésű takarmányok aránya stabilan 45–50 százalékot képviselt a sertéshizlalás takarmányköltségén belül (AKI [2016]).

Kevésbé konzisztensek a vertikális tovaggyűrűző hatásokra vonatkozó eredményeink. A 2000-es időszak adataival mért (eleve alacsony rugalmasságú), nagykereskedelmi szektoroknak (S_2 és S_3) tulajdonítható hatások 2010-re eltűntek. Érdekes a húsipar szerepének alakulása: a válságidőszak elején gyakorlatilag nullával egyenlő hatásról beszélhetünk. Ezzel szemben a 2010-re vonatkozó modellváltoztatban – még ha alacsony rugalmassággal is – már egy százalékon szignifikáns, pozitív hatású változóként szerepel a húsipar mérete. A feldolgozószektor közelségéből fakadó gazdasági előnyök a válságidőszak során realizálódtak, váltak releváns tényezővé.

A trágyaterhelési korlátozás alatt álló, nitrátérzékeny területeken fekvő települések aránya (N) mindkét időszakban közel azonos mértékű és szignifikáns negatív hatást gyakorolt a sertéssűrűsége. Ez kissé meglepő, hiszen az első vizsgálati évben (2000-ben) még nem volt érvényben a változó alapjául szolgáló, nitrátérzékeny területekre vonatkozó szabályozás. Az eredményeink arra utalnak, hogy az egyéni gazdaságok az intenzív mezőgazdasági termelésre kevésbé alkalmas területeken még a jogi szabályozás megjelenése előtt is kerültek a sertéstartást. A változóhoz ugyanakkor igen kis rugalmassági együttható tartozik, vagyis a környezetterhelés (és annak korlátozása) az egyéni gazdaságokban nem tartozik a legfontosabb kérdések közé. Ez teljesen érthető is, hiszen ebben a gazdálkodói körben túlnyomó többségben vannak a kisebb méretű gazdaságok, amelyeknek a trágyakibocsátása sem jelent nehezen kezelhető problémát.

A népsűrűség, illetve annak térbeli késleltetése egyik modellváltoztatban sem mutat szignifikáns hatást, ami kutatásunk mindkét szakirodalmi előzményével (*Larue és szerzőtársai* [2011] és *Gaigné és szerzőtársai* [2012]) ellentétes eredmény. Ez nagy valószínűséggel visszavezethető arra, hogy Magyarországon a sertéssűrűség jelentősen elmarad a dán és a francia sertéságazatban tapasztalhatótól. Az egyéni sertéstartás alacsony koncentrációjából fakadóan kevésbé lépnek fel az állattartással kapcsolatos konfliktusok a sűrűn lakott térségekben. A népsűrűség térbeli késleltetésének irrelevanciája abból fakad, hogy az egyéni gazdaságok egy jelentős része nem, vagy csak részben végez árutermelő tevékenységet. Így a végfogyasztók oldalán jelentkező piaci potenciál kevésbé befolyásolja a működésüket.

Mindkét modellváltoztatban elfogadhatjuk a $H_0: \lambda = 0$ feltételezést, vagyis a reziduumok nem terheltek autoregresszív hibataggal.

A gazdasági szervezetekre vonatkozó eredményeinket a 3. táblázatban (III. és IV. modellváltozat) foglaltuk össze. Az R^2 -értékekből látható, hogy e modellváltozatok magyarázó ereje lényegesen kisebb. A koefficiensek többségénél még 10 százalékos szignifikanciaszinten sem vethető el a nullhipotézis. Ebbe a körbe tartozik a WH regressziós együtthatója is. A gazdasági szervezetek esetében tehát nem mutathatók ki a klaszteresedéssel együtt járó kedvező horizontális tovaggyűrűző gazdasági hatások. Úgy tűnik, hogy a sertéstartó gazdasági szervezetek többnyire egymás mellett működő, de egymással szinergikus kölcsönhatásba nem lépő „szigetekként” folytatják tevékenységüket. Érdemes azonban megjegyeznünk, hogy a változóhoz tartozó rugalmasság a 2000-re vonatkozó modellben becsült $-0,0276$ -ról 2010-re $0,3666$ -ra változott. A 2010-es koefficiens szignifikanciája pedig éppen csak meghaladja az általunk még elfogadható 10 százalékos szignifikanciaszintet ($p = 0,1010$). Ebből következtethetünk arra, hogy 2010-re a válság során koncentrálódó szektorban már megjelentek egy kezdődő klaszteresedés jelei.

3. táblázat

A társas gazdaságok eredményei

| Változó | 2000 | | 2010 | |
|-----------------------|------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|
| | együttható | átlag körüli rugalmasság | regressziós koefficiens | átlag körüli rugalmasság |
| Konstans | -0,8138 | – | -0,6674 | – |
| WH | -0,0276 | -0,0275 | 0,3606 | 0,3666 |
| F_1 | 6,3609*** | 0,6627 | 3,3917* | 0,4842 |
| F_2 | 6,2431*** | 0,7246 | 4,4674*** | 0,6179 |
| $(W+I)S_1$ | 0,0054*** | 0,1825 | 3,24E-05 | 0,0010 |
| $(W+I)S_2$ | 0,0031 | 0,1186 | 0,0029 | 0,1608 |
| $(W+I)S_3$ | 0,0065 | 0,0564 | 0,0091** | 0,1448 |
| $(W+I)S_4$ | -0,0009 | -0,0957 | 0,0005 | 0,0849 |
| P | -0,0018 | -0,0980 | 0,0009 | 0,0647 |
| WP | -0,0043 | -0,2399 | -0,0022 | -0,1631 |
| N | 0,6737* | 0,1683 | -0,8754* | -0,2872 |
| λ | 0,1899 | – | -0,1907 | – |
| Pszedo R^2 | 0,4464 | | 0,3434 | |
| Területi pszedo R^2 | 0,4481 | | 0,3457 | |

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

A szántóföldterület arányát kifejező változók és a gazdasági szervezeteknél folytatott sertéstartás közötti rugalmasság messze a legnagyobb. A takarmánytermelés és a trágyafelhasználás potenciálja tehát minden más vizsgált tényezőnél jobban befolyásolja a gazdasági szervezetek termelését. Az egyéni gazdaságokra vonatkozó eredményekkel ellentétben, a gazdasági társaságokra vonatkozó modellváltozatokban nincs jelentős különbség az F_1 és F_2 rugalmassági együtthatói között, vagyis a sertéstartó gazdasági szervezetek mind az egyéni gazdaságok, mind a saját vagy más gazdasági szervezetek használatában lévő szántóföldterületeket hasznosítják. A legnagyobb sertéstartó gazdasági szervezetek (mint például a Bonafarm Csoport tagjai), illetve a kisebb szervezetekből álló sertésszövetkezetek, termelői csoportok esetében nem ritka, hogy a takarmányellátáshoz szükséges szántóföldi növénytermesztést integrációs partnerségben, termeltetési kapcsolatokon keresztül valósítják meg.

Az egyéni gazdaságokhoz hasonlóan időben instabilak a vertikális tovaggyűrűző hatások. A rugalmassági értékek azonban meghaladják az egyéni gazdaságoknál becsült értékeket. A húsipar szerepe egyik modellváltozatban sem számottevő. Az egyetlen szignifikáns (pozitív) vertikális tovaggyűrűző hatást kiváltó szektor 2000-ben a takarmánygyártás volt, amelynek szerepét 2010-re szinte teljes mértékben átvette az élőállat-nagykereskedelelem. Ez a sertésellátási láncon belüli erőviszonyok átalakulására utal.

A nitrátrézkény területek arányát kifejező N változóhoz tartozó koefficiensek mindkét modellben 10 százalékon szignifikánsak, ugyanakkor ellentétes előjelűek.

A gazdasági szervezetek sertésállománya 2000-ben – az egyéni gazdaságokkal ellentétben – a később nitrátérzékenynek ítélt területeken nagyobb koncentrációban volt jelen. A nitrátertelési korlátozást követően ez a tendencia megfordult, és a IV. modellben a sertéssűrűség N változóval szembeni rugalmassága negatív értéket vett fel, abszolút értékben pedig a negyedik legnagyobb hatást kiváltó tényezővé vált. A környezetvédelmi szabályozás (amely közvetetten növelte az árutermelő sertéstartás során keletkező trágya kihelyezésének költségét) jól látható módon befolyásolta, megváltoztatta a gazdasági szervezetek sertésállományának térszerkezetét.

Az egyéni gazdaságokhoz hasonlóan a társas gazdaságok esetében sem igazolható a népsűrűség, illetve a népsűrűség térbeli késleltetésének hatása. A reziduumok egyik modellváltozatban sem terheltek autoregresszív hibataggal.

Következtetések

A cikkben az agglomerációs hatásokat vizsgáltuk a hazai sertéstermelésben. Eredményeink megerősítették, hogy indokolt volt az egyéni és a társas gazdaságok különválasztása. A két szektor sertésállományának térszerkezetét sok tekintetben eltérő hatások alakítják, az egyező hatások pedig eltérő mértékben befolyásolják. Térökonomiai szempontból a két szektor két különböző „világot” alkot: az egyéni gazdaságok zárt, területi tovaggyűrűző hatások és externáliák iránt érzékeny világát, illetve a gazdasági szervezetek nyitottabb, területi externáliákkal szemben „ellenállóbb” világát. Az általunk kialakított modell viszonylag nagy magyarázó erővel képes az egyéni gazdaságok térszerkezetét becsülni, míg a gazdasági szervezetek esetében lényegesen gyengébb becslést tesz lehetővé.

A két szektor közötti legnagyobb különbség az ágazati klaszteresedésben jelentkezik. Az ágazaton belüli (horizontális) tovaggyűrűző hatás az egyéni (kisüzemi) sertéstartás térszerkezetét leginkább formáló erőnek bizonyult, míg a gazdasági szervezetek esetében csak egy erőteljes koncentrálódást követően, az évtized végére jelentek meg a klaszteresedésre utaló jelek. Másképpen fogalmazva: az ágazaton belül éppen a kevésbé iparszerű, csak részben árutermelő, a klasszikus értelemben vett agrártermeléshez közelebb álló szektorban tártuk fel az ágazati agglomerációk jelenlétét és jelentőségét. A tisztán profitorientált, árutermelő, jellemzően közép- és nagyüzemi gazdálkodást folytató társaságoknál nem igazolható a horizontális tovaggyűrűző hatás jelenléte. Eredményeink azt sugallják, hogy a horizontális kooperációt és integrációt katalizáló, területi alapon szerveződő szövetkezetek és termelői csoportok elsősorban az egyéni gazdaságok fejlődését és sikerét szolgálhatják. A kezdeti és a záró időszak között a horizontális tovaggyűrűző hatásokkal szembeni rugalmasság az egyéni gazdaságok esetében csak csekély mértékben csökkent, míg a gazdasági szervezeteknél határozottan nőtt. Ez összhangban van *Gaigné és szerzőtársai* [2012] megállapításával, amely szerint a szigorodó trágyaterhelési korlátozások nem akadályozzák az agglomerációk kialakulását, sőt akár erősíthetik is a klaszteresedést a sertéstartásban.

Üzemtípustól függetlenül megállapítható, hogy a sertéssűrűsége szignifikáns hatást gyakorol a helyben rendelkezésre álló szántóföldterület, amely biztosítja az

olcsó takarmány-előállítás és trágyakihelyezést. Az ágazat markáns földterület-függősége a kezdeti és a záró időszak között érdemben nem változott.

Gaigné és szerzőtársai [2012] és *Larue és szerzőtársai* [2011] eredményeivel ellentétben az általunk elemzett adatok csak csekély mértékű és időben instabil vertikális tovaagyűrűző hatásokról tanúskodnak. A kapcsolódó iparágak, ellátásilánc-szektorok földrajzi közelsége korlátozottan képes befolyásolni egy adott járásban a sertéstartás volumenét. Fontos eredmény, hogy a húsipar csak 2010-re, a válságidőszak végére kizárólag az egyéni gazdaságok sertésállományára tudott pozitív hatást gyakorolni. A sertésenyésztés fejlesztéséhez Magyarországon tehát a helyi vágáskapacitások bővítése csak korlátozott mértékben képes hozzájárulni. Szintén ellentmond a tárgykörben végzett külföldi kutatásoknak, hogy egyik modellváltozatban sem volt kimutatható a népsűrűség negatív hatása.

A környezetvédelmi okokból bevezetett trágyaterhelési korlátozásoknak elsősorban a közép- és nagyüzemi termelést folytató gazdasági szervezetek esetében volt relevanciájuk. A szabályozás bevezetésével a nitrátérzékeny területeken csökkent a társas gazdaságok által tartott sertésállomány területi sűrűsége. Az egyéni gazdaságok szektorát viszont érdemben nem érintette a korlátozás, hiszen eleve kisebb koncentrációban voltak jelen a nitrátérzékeny területeken. Ebből következtethetünk arra, hogy a kisüzemi, kevésbé iparszerűen működő gazdaságok külső korlátozások, szabályozás nélkül is kisebb valószínűséggel telepítenek sertésállományt az agrárökológiai szempontból kevésbé megfelelő területekre. Ennek hátterében a saját takarmánytermesztés kényszere, a földrajzi adottságoknak való nagyobb kitettség állhat.

Az eredményekre építve további kutatási irány lehet új, a gazdasági szervezetekre jobban illeszkedő térökonometriai modell kidolgozása. Korábban már említettük a mesterséges közigazgatási határok szerint kialakított területi megfigyelési egységek alkalmazásának problémáját. További kutatások témáját adhatja az elemzés megismétlése településsoros, illetve *grid* alapú területi felosztás alkalmazásával.

Hivatkozások

- ÁBEL ILDIKÓ–HEGEDŰSNÉ DR. BARANYAI NÓRA [2014]: Sertéstartó gazdaságok eszközellátottságának vizsgálata, különös tekintettel a beruházásokra. LVI. Georgikon Napok. Keszthely, október 2–3. http://napok.georgikon.hu/cikkadatbazis/cikkek-2012/doc_view/171-abel-ildiko-hegedusne-dr-baranyai-nora-a-sertestarto-gazdasagok-eszkozellatottsaganak-vizsgalata-kulonos-tekintettel-a-beruhazasokra.
- AFÁ [2016]: A Magyarországon működő, elismert termelői csoportok és ezek szakági szövetségeinek listája. Agrárgazdaságért Felelős Államtitkárság, <http://www.kormany.hu/hu/foldmuvelesugyi-miniszterium/agrargazdasagert-felelos-allamtitkarsag/hirek/termeloi-csoportok>.
- AKI [2016]: Tesztüzemi Információs Rendszer éves adatainak online lekérdező felülete. Agrárgazdasági Kutató Intézet, Budapest, https://www.aki.gov.hu/alkalmazasok/fadn_lekerdezo/kiadvany.php.
- ALLAIRE, G.–POMÉON, T.–MAIGNÉ, E.–CAHUZAC, E.–SIMIONI, M.–DESJEUX, Y. [2015]: Territorial analysis of the diffusion of organic farming in France: Between heterogeneity and

- spatial dependence. *Ecological Indicators*, Vol. 59. 70–81. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ecolind.2015.03.009>.
- ANTWEILER, W.–TREFLER, D. [2002]: Increasing returns and all that: A view from trade. *The American Economic Review*, Vol. 92. No. 1. 93–119. o. <http://dx.doi.org/10.1257/000282802760015621>.
- BAKUCS ZOLTÁN–MÁRKUS RICHÁRD [2010]: Supply response on the Hungarian pork meat sector. IAMO Forum, Halle, június 16–18. Institutions in Transition – Challenges for New Modes of Governance Conference Paper, <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/52698/1/676451969.pdf>.
- BJØRKHAUG, H.–BLEKESAUNE, A. [2013]: Development of organic farming in Norway: A statistical analysis of neighbourhood effects. *Geoforum*, Vol. 45. 201–210. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.geoforum.2012.11.005>.
- DRUKKER, D. M.–EGGER, P.–PRUCHA, I. R. [2013]: On Two-Step Estimation of a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances and Endogenous Regressors. *Econometric Reviews*, Vol. 32. No. 5–6. 686–733. o. <http://dx.doi.org/10.1080/07474938.2013.741020>.
- DUFFY, M. [2009]: Economies of Size in Production Agriculture. *Journal of Hunger and Environmental Nutrition*, Vol. 4. No. 3–4. 375–392. o. <http://dx.doi.org/10.1080/19320240903321292>.
- EADES, D.–BROWN, C. [2006]: Identifying Spatial Clusters within U.S. Organic Agriculture, Research paper 2006–2010. Regional Research Institute, West Virginia University. <http://rri.wvu.edu/wp-content/uploads/2012/11/brownwp2006-10.pdf>.
- EUROSTAT [2016]: Livestock: Number of farms and heads of animals by type of farming (2-digit). <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
- FERTŐ IMRE–CSONKA ARNOLD [2016]: A sertésállomány térbeli változása Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 94. évf. 7. sz. 757–772. o. <http://dx.doi.org/10.20311/stat2016.07.hu0757>.
- FREDERIKSEN, P.–LANGER, V. [2004]: Localisation and concentration of organic farming in the 1990s: The Danish case. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, Vol. 95. No. 5. 539–549. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0040-747x.2004.00338.x>.
- FUJITA, M.–KRUGMAN, P.–VENABLES, A. J. [1999]: *The Spatial Economy. Cities, Regions, and International Trade*. The MIT Press Cambridge, Egyesült Királyság–Cambridge, MA.
- GABRIEL, D.–CARVER, S. J.–DURHAM, H.–KUNIN, W. E.–PALMER, R. C.–SAIT, S. M.–STAGL, S.–BENTON, T. G. [2009]: The spatial aggregation of organic farming in England and its underlying environmental correlates. *Journal of Applied Ecology*, Vol. 46. No. 2. 323–333. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2664.2009.01624.x>.
- GAIGNÉ, C.–LE GALLO, J.–LARUE, S.–SCHMITT, B. [2012]: Does regulation of manure land application work against agglomeration economies? Theory and evidence from the French hog sector. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 94. No. 1. 116–132. o. <http://dx.doi.org/10.1093/ajae/aar121>.
- HARANGI-RÁKOS MÓNICA–SZABÓ GÁBOR [2012]: The economic and social role of private farms in Hungarian agriculture. *Applied Studies In Agribusiness And Commerce – Abstract*. *Agroinform*, 6. évf. 5. sz. 33–41. o. http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/147411/2/5_Harangi_Szabo_The%20economic_Apstract.pdf.
- HERATH, D. P.–WEERSINK, A. J.–CARPENTIER, C. L. [2005a]: Spatial and Temporal Changes in the U.S. Hog, Dairy, and Fed-Cattle Sectors, 1975–2000. *Review of Agricultural Economics*, Vol. 27. No. 1. 49–69. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9353.2004.00207.x>.

- HERATH, D. P.–WEERSINK, A. J.–CARPENTIER, C. L. [2005b]: Spatial Dynamics of the Live-stock Sector in the United States: Do Environmental Regulations Matter? *Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 30. No. 1. 45–48. o. <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/30783/1/30010045.pdf>.
- HOLMES, T. J.–LEE, S. [2012]: Economies of Density versus Natural Advantage: Crop Choice on the Back Forty. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94. No. 1. 1–19. o. http://dx.doi.org/10.1162/rest_a_00149.
- HSU, S.-L. [2015]: Scale Economies, Scale Externalities: Hog Farming and the Changing American Agricultural Industry. FSU College of Law, Public Law Research Paper, No. 745. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2584224>.
- HU, Y. [2014]: A study of the correlation between agricultural economic growth and agricultural agglomeration in China. *Journal of Chemical and Pharmaceutical Research*, Vol. 6. No. 6. 1878–1881. o. <http://jocpr.com/vol6-iss6-2014/JCPR-2014-6-6-1878-1881.pdf>.
- ILBERY, B.–HOLLOWAY, L.–ARBER, R. [1999]: The geography of organic farming in England and Wales in the 1990. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, Vol. 90. No. 3. 285–295. o. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-9663.00070>.
- ILBERY, B.–MAYE, D. [2011]: Clustering and the spatial distribution of organic farming in England and Wales. *Area*, Vol. 43. No. 1. 31–41. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1475-4762.2010.00953.x>.
- ISIK, M. [2004]: Environmental regulation and the spatial structure of the U.S. dairy sector. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 86. No. 4. 949–962. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0002-9092.2004.00645.x>.
- KELEJIAN, H. H.–PRUCHA, I. R. [1998]: A generalized spatial two-stage least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 17. No. 1. 99–121. o.
- KELEJIAN, H. H.–PRUCHA, I. R. [2010]: Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, Vol. 157. No. 1. 53–67. o. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>.
- KSH [2015]: Tájékoztatósi adatbázis. Területi statisztika. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, <http://statinfo.ksh.hu/Statinfo/themeSelector.jsp?page=2&szst=T>.
- KSH [2016]: Állatállomány, december (1995–). Központi Statisztikai Hivatal, Budapest, http://www.ksh.hu/docs/hun/xstadat/xstadat_eves/i_oma003.html.
- LARUE, S.–ABILDTRUP, J.–SCHMITT, B. [2008]: Modelling the Spatial Structure of Pig Production in Denmark. 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE 2008. <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/44281/2/487.pdf>.
- LARUE, S.–ABILDTRUP, J.–SCHMITT, B. [2011]: Positive and Negative Agglomeration Externalities: Arbitration in the Pig Sector. *Spatial Economic Analysis*, Vol. 6. No. 2. 167–183. o. <https://doi.org/10.1080/17421772.2011.557773>.
- LATRUFFE, L.–DESJEUX, Y.–BAKUCS ZOLTÁN–FERTŐ IMRE–FOGARASI JÓZSEF [2013]: Environmental pressures and technical efficiency of pig farms in Hungary. *Managerial and Decision Economics: The International Journal of Research and Progress in Management Economics*, Vol. 34. No. 6. 409–416. o. <http://dx.doi.org/10.1002/mde.2600>.
- LEWIS, D.–BARHAM, B.–ROBINSON, B. [2011]: Are there spatial spillovers in the adoption of clean technology? The case of organic dairy farming. *Land Economics*, Vol. 87. No. 2. 250–267. o. <http://dx.doi.org/10.3368/le.87.2.250>.
- MCWILLIAMS, M.–MOORE, M. [2013]: Agglomeration in Agriculture: A Quasi-Experiment in the Corn Belt. Heartland Environmental and Resource Economics Workshop, november 2–3. University of Illinois, Urbana-Champaign, IL.

- MOHÁCSI KÁLMÁN [1996]: A húsgazat versenyképességét meghatározó tényezők. Műhelytanulmány. Versenyben a világgal című kutatási program tanulmányosorozat (4. kötet). Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem. http://edok.lib.uni-corvinus.hu/225/1/MT_4_Moh%C3%A1csi.pdf.
- MULATU, A.–WOSSINK, A. [2014]: Environmental regulation and location of industrialized agricultural production in Europe. *Land Economics*, Vol. 90. No. 3. 509–537. o. <http://dx.doi.org/10.3368/le.90.3.509>.
- NYÁRS LEVENTE [2009]: A sertéságazat versenyképessége Magyarországon. *Animal welfare, etológia és tartástechnológia*, Gödöllő, 5. évf. 4. sz. 547–557. o. http://epa.oszk.hu/02000/02067/00016/pdf/EPA02067_AWETH2009547557.pdf.
- RISGAARD, M. L.–FREDERIKSEN, P.–KALTOFT, P. [2007]: Socio-cultural process behind the differential distribution of organic farming in Denmark. *Agriculture and Human Values*, Vol. 24. No. 4. 445–459. o. <http://dx.doi.org/10.1007/s10460-007-9092-y>.
- ROE, B.–IRWIN, E. G.–SHARP, J. S. [2002]: Pigs in space: Modeling the spatial structure of hog production in traditional and nontraditional production regions. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84. No. 2. 259–278. o. <http://dx.doi.org/10.1111/1467-8276.00296>.
- SCHMIDTNER, E.–LIPPERT, C.–ENGLER, B.–HÄRING, A. M.–AURBACHER, J.–DABBERT, S. [2012]: Spatial distribution of organic farming in Germany: Does neighbourhood matter? *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 39. No. 4. 661–683. o. <http://dx.doi.org/10.1093/erae/jbr047>.
- SNEERINGER, S. [2009]: Does Animal Feeding Operation Pollution Hurt Public Health? A National Longitudinal Study of Health Externalities Identified by Geographic Shifts in Livestock Production. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 91. No. 1. 124–137. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-8276.2008.01161.x>.
- SNEERINGER, S. E.–KEY, N. [2011]: Effects of Size-Based Environmental Regulations: Evidence of Regulatory Avoidance. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 93. No. 4. 1189–1211. o. <http://dx.doi.org/10.1093/ajae/aar040>.
- UDOVECZ GÁBOR–NYÁRS LEVENTE [2009]: A sertéságazat versenyesélyei Magyarországon. *Állattenyésztés és Takarmányozás*, 58. évf. 5. sz. 451–466. o. http://www.atk.hu/upload/foly%C3%B3irat/archiv/2009/5_Udovecz.pdf.
- USDA [2015]: Overview of the United States Hog Industry. National Agricultural Statistics Service (NASS), Agricultural Statistics Board, United States Department of Agriculture (USDA), október 29. <http://usda.mannlib.cornell.edu/usda/current/hogview/hogview-10-29-2015.pdf>.
- VARGA ATTILA [2002]: Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80. évf. 4. sz. 354–370. o.
- VARGA ATTILA [2009]: *Térszerkezet és gazdasági növekedés*. Akadémiai Kiadó, Budapest, 152 o.
- WEERSINK, A.–EVELAND, C. [2006]: The Siting of Livestock Facilities and Environmental Regulations. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol. 54. No. 1. 159–173. o. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1744-7976.2006.00043.x>.